



AVALIAÇÃO DA CONFIABILIDADE DE ESTRUTURAS EXISTENTES: SIMULAÇÃO DA INFLUÊNCIA DA RESISTÊNCIA À COMPRESSÃO DOS TESTEMUNHOS EXTRAÍDOS DE CONCRETO

Billy Lukusa Badimuena

Sofia Maria Carrato Diniz

billy@dees.ufmg.br

diniz@dees.ufmg.br

Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Estruturas, Escola de Engenharia, Universidade Federal de Minas Gerais.

Av. Pres. Antônio Carlos, 6627 - Pampulha, Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil. CEP: 31270-901.

Resumo. *A avaliação do desempenho de estruturas existentes com vistas à sua adequação ao uso proposto, reabilitação ou mesmo demolição é um processo desafiador na atualidade. As normas técnicas para novas estruturas lidam com incertezas associadas ao projeto e construção; por outro lado, muito do que era inicialmente incerto, deixa de sê-lo depois da obra concluída. Por isso, o problema da avaliação da segurança de estruturas existentes é bastante distinto daquele relativo ao projeto de novas estruturas. Recomendações para estruturas existentes devem ser elaboradas de forma consistente com o formato dos fatores parciais ou com o método probabilístico. Uma importante questão é a definição do índice de confiabilidade objetivo a ser utilizado no processo de calibração para estruturas existentes. Este trabalho apresenta uma discussão sobre a definição do índice de confiabilidade objetivo para estruturas existentes apontando caminhos e conceitos relevantes para tal feito. Também é realizada uma implementação numérica para a determinação das probabilidades de falha associadas a pilares sujeitos à compressão centrada via simulação de Monte Carlo. Procurou-se determinar a influência da resistência à compressão do concreto entre outros fatores, nos níveis de confiabilidade associados às estatísticas da resistência à compressão suscetíveis de serem encontrados em ensaios em testemunhos extraídos.*

Palavras-Chave: *Estruturas Existentes, Confiabilidade, Testemunhos, Concreto Armado, Normas Técnicas.*

Abstract. Nowadays, the evaluation of the performance of existing structures with a view to their suitability for proposed use, rehabilitation or even demolition is a challenging process. The design codes for new structures deal with uncertainties associated with design and construction; on the other hand, much of what was initially uncertain, ceases to be after work completed. So, the problem of safety evaluation of existing structures is quite distinct from that relating to the design of new structures. Recommendations for existing structures must be prepared in a manner consistent with the format of partial factors or with the probabilistic method. An important issue is the definition of reliability index to be used in the calibration process for existing structures. This paper presents a discussion on the definition of the target reliability index for existing structures pointing ways and concepts relevant to do so. It is also performed a numerical implementation of the determination of the reliability indexes associated with columns under centered compression via the Monte Carlo simulation through the MTALBA software. We attempted to determine the influence of compressive strength of concrete among other factors, on the levels of reliability associated with compressive strength statistics likely to be found in tests on extracted concrete cores.

Keywords: Existing Structures, Reliability, Cores, Reinforced concrete, Design codes.

1 INTRODUÇÃO

Um dos grandes problemas enfrentados pelos engenheiros de estruturas na atualidade é a tomada de decisão quanto ao desempenho de estruturas existentes com vistas à sua adequação ao uso proposto, reabilitação ou mesmo demolição. Decisões inapropriadas, quanto ao desempenho da estrutura existente, podem ser tomadas a partir do uso de suportes técnicos desenvolvidos para outros fins, por exemplo, o dimensionamento de estruturas novas. Há controvérsias sobre a aplicabilidade das recomendações normativas destinadas ao dimensionamento de novas estruturas no processo da avaliação de estruturas existentes (Bartlett, 2001). Desta forma, faz-se necessário padronizar o processo da avaliação de estruturas existentes por meio de critérios específicos.

O problema básico da Confiabilidade Estrutural é o de garantir que a resistência R será superior ao carregamento (ou efeito do carregamento S) ao longo da vida útil da estrutura. Devido à presença de incertezas na determinação da resistência e do carregamento, a confiabilidade pode ser estabelecida apenas em termos probabilísticos, ou seja, em termos da probabilidade $P(R>S)$. Para as estruturas reais este é um problema bastante complexo, e como em todo problema complexo, um balizamento é necessário, o qual é feito através de normas e especificações técnicas (Diniz, 2006). No entanto, existe uma grande variedade de idealizações nos modelos da avaliação da confiabilidade incorporados nas normas técnicas. Destas idealizações, o método dos estados limites também conhecido como método de majoração de cargas e minoração da resistência (do inglês LRFD - Load and Resistance Factor Design) é o mais utilizado na calibração das normas técnicas atuais.

Para Melchers (2001), embora distintos métodos existam e possam ser utilizados para nortear o processo de calibração de normas e especificações técnicas, a consistência com o desenvolvimento de normas técnicas atuais sugere que regras para a avaliação de estruturas existentes devam se basear em uma mesma filosofia. Isto significa que tais métodos devem no mínimo ser consistentes com o formato dos fatores parciais (LRFD) ou então com o método probabilístico. Uma importante questão é a definição do índice de confiabilidade objetivo ($\beta_{objetivo}$) a ser utilizado no processo de calibração.

Este trabalho tem por objetivo discutir as etapas básicas na definição do índice de confiabilidade objetivo de estruturas existentes a partir da avaliação dos índices de confiabilidade resultantes de distintos cenários associados à resistência à compressão do concreto da estrutura existente e incertezas associadas à determinação desta resistência. Para tal, os conceitos e métodos da Confiabilidade Estrutural serão apresentados, com especial destaque para o cálculo de probabilidades de falha (e o correspondente índice de confiabilidade), as ferramentas utilizadas para este cálculo (em especial a simulação de Monte Carlo), a calibração de normas técnicas, a diferença entre a avaliação de desempenho para novas estruturas e para estruturas existentes, e a avaliação da resistência à compressão do concreto a partir de testemunhos. No final, serão apresentados os resultados da implementação de um procedimento no MATLAB destinado a simular a influência da resistência à compressão nos índices de confiabilidade de um pilar sob compressão centrada. Procurou-se através desta simulação distinguir a influência da resistência à compressão dos testemunhos extraídos daquela dos corpos de provas convencionais nos níveis de confiabilidade observados através do índice de confiabilidade (β).

2 CONFIABILIDADE ESTRUTURAL

Por muitos anos foi assumido no projeto de estruturas que todas as cargas e resistências eram determinísticas. A resistência de um elemento era determinada de tal forma que ela excedesse a carga com uma certa margem. A relação entre a resistência e a carga era indicada como fator de segurança. Este número foi considerado por muito tempo como uma medida da confiabilidade da estrutura (Sorensen,2004).

Contudo, já era comum entre os estudiosos o consenso de que todo projeto estrutural vem caracterizado por incertezas relativas às variáveis envolvidas no processo de dimensionamento e construção. As incertezas inerentes são aquelas que não podem ser eliminadas, pois fazem parte da natureza do problema como, por exemplo, as associadas às cargas (carga permanente, sobrecarga, efeitos do vento, etc.) e às propriedades dos materiais que compõe o elemento estrutural (resistência à compressão do concreto, tensão de escoamento do aço, dimensões da seção transversal, etc.). Já as incertezas epistêmicas dizem respeito ao conhecimento e, em tese, podem ser reduzidas ou eliminadas através da coleta de mais dados ou do melhor conhecimento do problema em questão. A incerteza epistêmica pode ser reduzida através, por exemplo, da aplicação de melhores modelos estruturais (Ang & Tang, 1990). O consenso acima referido já vinha apontando indícios da necessidade de incorporação das incertezas no processo de dimensionamento.

A avaliação dos efeitos destas incertezas faz com que seja possível identificar situações em que a estrutura não oferece a segurança requerida ou não cumpre o desempenho conforme previsto. Diante deste quadro, faz-se indispensável que métodos probabilísticos sejam utilizados para nortear o processo de previsão do comportamento estrutural através do dimensionamento. Isso vem sendo contemplado, de forma parcial ou total, nas normas e especificações técnicas atuais.

As incertezas podem ser modeladas como variáveis aleatórias e neste processo, o modelo matemático associado pode ser obtido através da observação de dados. Para tal, o histograma da quantidade de interesse “Fig. 1” é plotado e a correspondente distribuição de probabilidade ajustada, seja por inspeção ou por testes de aderência (Diniz, 2008).

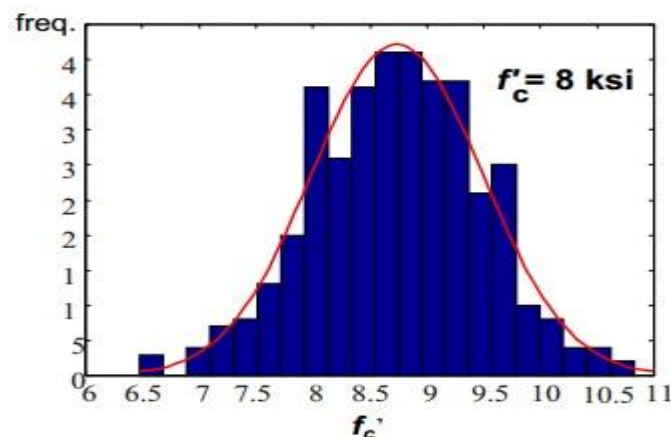


Figura 1. Histograma da resistência à compressão do concreto e a distribuição normal imposta (DINIZ, 2008)

A Confiabilidade Estrutural tem como principal objetivo determinar a probabilidade de ocorrência de qualquer cenário de falha na estrutura, visto que sempre haverá uma probabilidade não nula de a estrutura apresentar um comportamento não apropriado durante

sua vida útil. Ela pode ser expressa em função da probabilidade de falha relacionada a um determinado estado limite.

Uma vez identificados os prováveis cenários de falha, faz-se uso dos métodos de confiabilidade para adequar estes cenários dentro dos limites aceitáveis de ocorrência. Dada a grande variedade de idealizações nos modelos de avaliação da confiabilidade de estruturas incorporados nas normas técnicas, torna-se conveniente dispor de uma classificação. Os métodos de confiabilidade podem ser classificados em cinco níveis, de acordo com a quantidade de informação usada e disponível sobre o problema estrutural (Madsen et al, 1986), (DINIZ, 2006):

Nível 0 – Métodos das Tensões Admissíveis: Neste método faz-se uma comparação entre a tensão decorrente do carregamento máximo esperado, calculada no regime elástico-linear com a tensão admissível. Todas as cargas são tratadas similarmente; a tensão admissível é determinada dividindo a tensão limite por um fator de segurança;

- Nível 1 – Métodos dos Estados Limites: as incertezas associadas às variáveis de projeto são levadas em conta através dos coeficientes de ponderação. Emprega-se um valor característico para cada valor incerto. A este valor característico são aplicados os coeficientes de ponderação de maneira a minorar a resistência e majorar os efeitos do carregamento. Também conhecidos como projeto semi-probabilístico, pois os coeficientes de calibração são ajustados a partir da utilização de níveis superiores;
- Nível 2 – Métodos do Índice de Confiabilidade: métodos que empregam dois valores para cada parâmetro “incerto” (usualmente média e variância) e uma medida da correlação entre parâmetros (usualmente covariância);
- Nível 3 – Métodos da Probabilidade de Falha: Aqui as distribuições de probabilidade das variáveis envolvidas são especificadas e a probabilidade de falha da estrutura é usada como medida de sua confiabilidade;
- Nível 4 – Métodos da Minimização dos Custos Envolvidos ao Longo da Vida Útil: Estes métodos combinam a confiabilidade com a otimização estrutural. Todos os custos incorridos ao longo da vida útil da estrutura (iniciais, inspeção, manutenção, reparos e demolição) devem ser calculados e referidos ao tempo presente. O objetivo então é a minimização do custo total tendo como condição de restrição o nível de confiabilidade definido como aceitável.

2.1 Problema básico da Confiabilidade

O problema básico da Confiabilidade Estrutural considera apenas um modo de falha e duas variáveis aleatórias (R e S), R representando à resistência e S a solicitação. Uma comparação é feita entre as duas variáveis envolvidas através de uma função denominada função de desempenho ou função de estado dada, por exemplo, como a margem de segurança.

$$G(x) = R - S \quad (1)$$

Desta forma, o estado limite corresponde a $G(x)$ igual a zero. Como R e S são variáveis aleatórias, G também é uma variável aleatória com distribuição de probabilidade dependente das distribuições de R e S . Se as duas variáveis de entrada seguirem a distribuição normal (ou gaussiana) e forem estatisticamente independentes, G também terá uma distribuição normal com média, μ_G , e desvio-padrão, σ_G , dados por:

$$\mu_G = \mu_R - \mu_S \quad (2)$$

$$\sigma_G = (\sigma_R^2 + \sigma_S^2)^{1/2} \quad (3)$$

A confiabilidade é geralmente apresentada em termos de probabilidade da falha do componente em análise. Dadas as Funções Densidade de Probabilidade das variáveis R e S , a probabilidade de falha é expressa da seguinte forma:

$$P_f = P[G(R,S) < 0] = \iint_{G(X)<0} f_{RS}(r,s) dr ds \quad (4)$$

Em que f_{RS} representa a função densidade de probabilidade conjunta das variáveis R e S . A figura 2 ilustra, para o problema básico da confiabilidade, as funções de probabilidade marginais das variáveis R e S (f_R e f_S), a função densidade de probabilidade conjunta f_{RS} , assim como o domínio de falha relacionado à função de desempenho G .

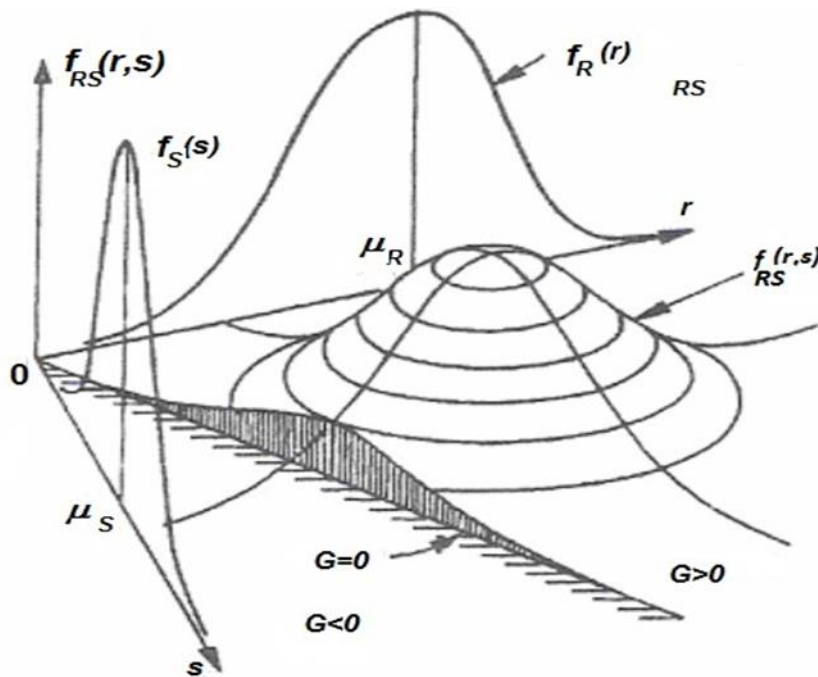


Figure 2. Definição dos domínios de falha, segurança e estado limite (MELCHERS,1999)

Se R e S forem variáveis estatisticamente independentes, a probabilidade de falha pode ser apresentada em termos da equação 5 conhecida como integral de convolução em relação ao carregamento, onde $F_R(s)$ representa a probabilidade condicional de $R \leq s$, e $f_S(s)ds$ representa a probabilidade de S assumir um valor entre s e $s + ds$, conforme destacado na "Fig. 3".

$$P_f = \int_{-\infty}^{+\infty} F_R(s) f_S(s) ds \quad (5)$$

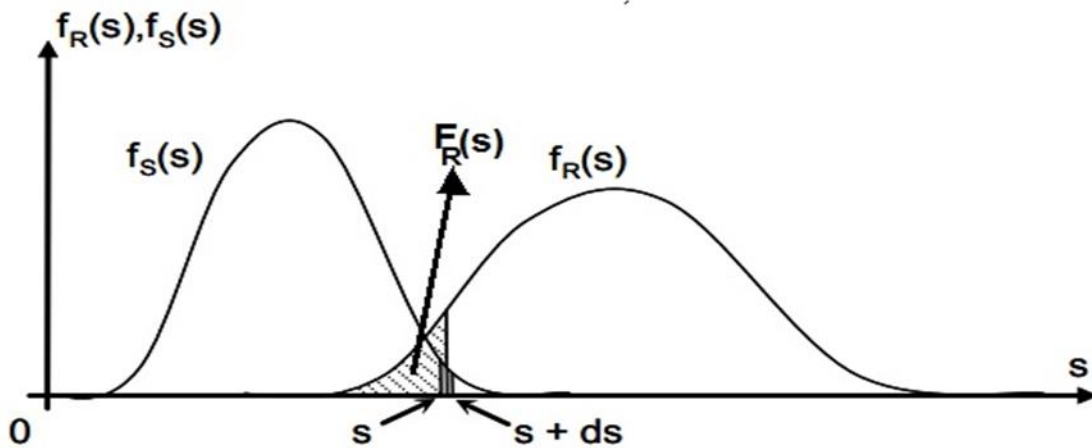


Figura 3. Convolução em relação ao carregamento

2.2 Índice de Confiabilidade β

Segundo o problema básico da confiabilidade, a falha corresponde à condição da função de desempenho (G) assumir valores inferiores à zero. Fazendo-se $M = R - S$ (onde M é conhecida como margem de segurança), para variáveis normais e estatisticamente independentes, a probabilidade de falha é dada por (Ang & Tang, 1990):

$$P_f = P(M < 0) = \Phi\left(\frac{-\mu_M}{\sigma_M}\right) \quad (6)$$

onde Φ é a função de distribuição acumulada da variável normal padrão. A relação μ_M/σ_M é conhecida como índice de confiabilidade (β) e está geometricamente relacionado à probabilidade de falha conforme ilustrado pela “Fig. 4”. Nesta figura observa-se que β mede a distância entre a condição limite ($M = 0$) e a média μ_M em unidades de desvios padrão. Considerando as “Eq. 2” e “Eq. 3”, o índice de confiabilidade β é dado por:

$$\beta = \frac{\mu_R - \mu_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \quad (7)$$

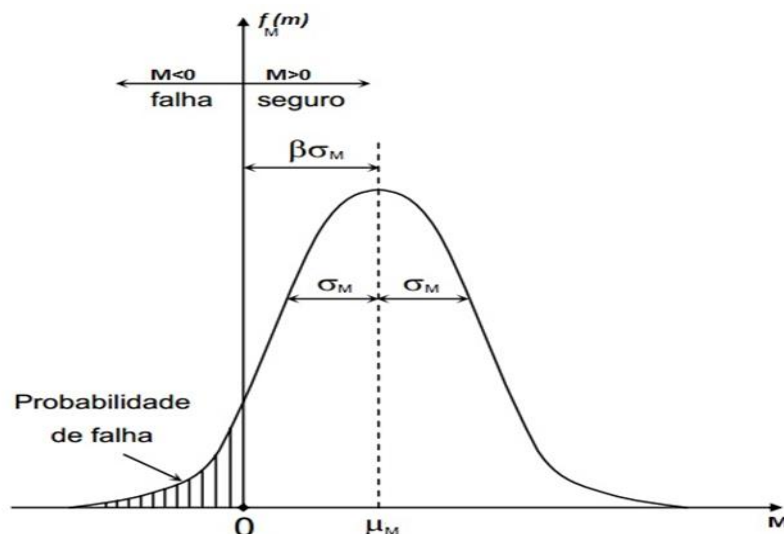


Figura 4. Probabilidade de falha, índice de confiabilidade e condição limite

Geralmente as variáveis R e S são funções de variáveis aleatórias com distribuições de probabilidade não normais e/ou correlacionadas. Nestes casos, a relação entre o índice de confiabilidade e a probabilidade de falha (“Eq. 6”) não é exata e outros métodos de análise são utilizados, entre eles a Simulação de Monte Carlo. Além disso, a função de falha precisa ser linear para que a “Eq. 6” seja exata.

2.3 Simulação de Monte Carlo

A simulação de Monte Carlo envolve a repetição do processo de simulação usando em cada, um conjunto particular de valores das variáveis aleatórias, gerados de acordo com as distribuições de probabilidade correspondentes. A repetição do processo possibilita a geração de uma amostra de soluções correspondendo cada uma a um conjunto diferente de valores das variáveis aleatórias. A tarefa chave da simulação de Monte Carlo é a geração de valores apropriados das variáveis aleatórias. Uma amostra da simulação de Monte Carlo é similar a uma amostra de observações experimentais (Ang & Tang, 1999).

A realização da simulação de Monte Carlo requer dois itens principais (Diniz, 2008):

- Uma relação determinística para descrever a resposta da estrutura, geralmente dada pela função desempenho;
- As distribuições de probabilidade de todas as variáveis envolvidas na caracterização do problema.

O uso da simulação de Monte Carlo na avaliação do desempenho estrutural pode ser realizado para:

1. Calcular as estatísticas (média, desvio padrão e tipo de distribuição) da resposta da estrutura. Neste caso, primeiro é obtida a amostra da resposta e uma distribuição de probabilidade é ajustada aos dados dessa amostra;
2. Calcular a probabilidade da falha; neste caso, a função de desempenho é estabelecida e a amostra dos possíveis resultados é simulada. O número dos cenários de falha é contado e a probabilidade de falha é calculada como a taxa de cenários insatisfatórios, ou seja, o número de situações de falha dividido pelo número de simulações.

2.4 Calibração de Normas

A calibração de uma norma é uma atividade especial exercida por uma autoridade (um comité normativo) quando é utilizado um método superior para atribuir valores às variáveis da norma tal que um critério de dimensionamento específico é formulado (Ditlevsen & Madsen, 1996). Para o formato dos coeficientes parciais (LRFD) as variáveis envolvidas são os valores característicos das grandezas de interesse (carregamentos e resistência) e os coeficientes de ponderação (majoração dos carregamentos e minoração das resistências).

Uma norma pode ser calibrada em distintos níveis de métodos superiores. O princípio de um método de confiabilidade é justificado em termos de um método de nível mais elevado de tal maneira que um método de nível 1 pode ser justificado no nível 2 no qual o método do nível 1 deve fornecer um índice de confiabilidade que é próximo de um valor objetivo, $\beta_{objetivo}$ (Diniz, 2006). Da mesma maneira, um método de nível 1 também pode ser justificado no nível 3 (método da probabilidade de falha), no qual o método de nível 1 deve fornecer uma probabilidade de falha próxima a um valor objetivo, $P_{f(objetivo)}$. Os parâmetros de um dado método são então determinados por calibração para aproximar o nível mais elevado.

De acordo com Diniz (2006), um dos maiores problemas na calibração de normas é a definição numérica do objetivo a ser atingido, ou seja, $\beta_{objetivo}$ (ou $Pf_{objetivo}$). Assim, a ideia é calibrar o método de nível mais elevado a partir dos índices de confiabilidade (ou probabilidades de falha) correspondentes à prática anterior que tenham conduzido a estruturas com desempenho considerado como satisfatório.

3 RESISTÊNCIA À COMPRESSÃO DO CONCRETO

A resistência à compressão do concreto (f_c) é a mais importante propriedade mecânica deste material e está intrinsecamente ligada à sua estrutura interna que resulta da interação dos diferentes materiais que o constituem.

Dentre os principais fatores que influenciam a resistência à compressão do concreto, os mais importantes são:

1 - A relação água/cimento (a/c). Para concreto plenamente adensado, a diminuição desta relação resulta no aumento da resistência à compressão (Neville, 1997);

2 - A composição da mistura (consumo e tipo de cimento, tipos de agregados, naturais ou britados, aditivos e adições);

3 - A forma e a textura. Os concretos com agregados com superfície mais rugosa tendem a apresentar maior resistência que os concretos com agregados de superfície lisa (Neville, 1997);

4 - A idade da estrutura. O concreto endurecido ganha resistência de acordo com uma taxa que varia em função do tipo de cimento utilizado. A resistência característica (f_{ck}) utilizada no dimensionamento se refere à quantia mobilizada até os 28 dias, porém, depois desta idade, mesmo que em proporções pequenas, o concreto continua ganhando resistência em virtude das reações químicas decorrentes da hidratação do cimento. Este fenômeno, denominado envelhecimento, é muito acentuado nos primeiros dias após a concretagem e ocorre durante praticamente toda a vida útil da estrutura;

5 - O grau de adensamento e as condições de cura (temperatura e umidade);

6 - O estado de tensões (compressão simples ou multiaxial), forma e aplicação do carregamento (ensaio estático ou dinâmico), forma e dimensões dos corpos de prova.

3.1 A resistência característica à compressão f_{ck}

A resistência característica a compressão é aquela especificada para fim de projeto e representa o valor mínimo aceitável da resistência que, na prática, geralmente é ultrapassado pelo valor da resistência mobilizado na estrutura real (Bartlett, 2001). Ela serve de base para a estimativa da resistência à compressão média f_{cm} determinada em ensaios.

Na normalização brasileira assim como em grande parte de normas internacionais, a resistência característica à compressão f_{ck} é designada como o valor da resistência tal que em um mesmo lote de corpos de prova existam 5% de obter resistências inferiores ao mesmo. Ou seja, o f_{ck} corresponde ao quantil de 5% da função distribuição acumulada da resistência à compressão do concreto. Um quantil é um valor de uma variável aleatória que corresponde a um certo valor de sua função distribuição acumulada. Por exemplo, 10% de quantil de uma variável aleatória correspondem, portanto ao valor da mesma que não será ultrapassado por 10% da população (Bartlett, 2001).

A natureza aleatória dos fatores que envolvem a medição da resistência à compressão f_c (diferença do adensamento entre os corpos de prova (CPs), falta de homogeneidade da mistura, controle do concreto para amostragem, cura por molhamento ou a ar seco etc.) fazem com que os resultados dos ensaios em corpos de prova de um mesmo lote se deem com uma dispersão em torno de um valor médio denominado resistência à compressão média f_{cm} . Portanto, dos ensaios se obtém o f_{cm} junto com outras grandezas que descrevem estatisticamente a resistência à compressão. Uma delas, denominada desvio padrão (S_c ou S_d) descreve a dispersão dos resultados dos ensaios em torno do valor médio observado de acordo com a “Fig. 5”.

Como variável aleatória, a resistência à compressão segue uma regra que é definida por uma função densidade de probabilidade. Convenciona-se que a distribuição normal ou de Gauss é um modelo matemático que pode representar de maneira satisfatória a resistência à compressão do concreto (Helene, 1981). Porém, diante da possibilidade de obtenção de uma realização com valor negativo, a distribuição Lognormal se mostra uma alternativa adequada e será usada neste trabalho para caracterizar a variabilidade da resistência à compressão do concreto.

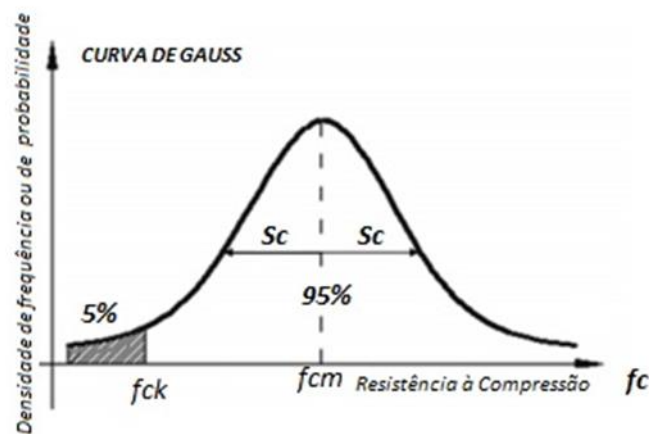


Figura 5. Representação da distribuição da resistência à compressão do concreto (HELENE (1981))

Geralmente, a resistência obtida através dos corpos de prova rompidos com a idade convencional de 28 dias tem como propósito o controle da qualidade do concreto com vista ao seu recebimento ou a sua aceitação visando o alcance da resistência característica prescrita no projeto da estrutura em construção. No entanto, em muitos casos (por exemplo, na avaliação de uma estrutura existente) e por diversos motivos, faz-se necessário estimar a resistência “in situ” da estrutura já construída. Dentre as diversas técnicas existentes para esta finalidade (provas de carga, ultrassom, gamagrafia, esclerometria), o ensaio da resistência à compressão em testemunhos extraídos da estrutura é o mais praticado pelas vantagens variadas que apresenta.

3.2 Avaliação da resistência através de testemunhos

Os testemunhos são peças de forma cilíndrica, cúbica ou prismática, que podem ser extraídos do concreto por meio de corte com sonda ou com disco com o objetivo principal da avaliação da resistência da peça estrutural em estudo (Vieira Filho, 2007).

Existem diversos motivos que levam à verificação da resistência efetiva do concreto na estrutura. Partindo do princípio de que a resistência obtida através do rompimento dos testemunhos representa a resistência do concreto na estrutura, na aceitação do concreto, caso

não haja conformidade da resistência à compressão obtida com os critérios da NBR 12655:2015, a norma brasileira NBR 6118:2014 indica a extração de testemunhos para posterior avaliação da resistência.

Os critérios da extração de testemunhos são contemplados pela NBR 7680 (2015) que também aborda diversos aspectos relativos à amostragem e interpretação dos resultados no cálculo da resistência característica do lote do concreto examinado. Para verificações, no estado limite último através dos resultados obtidos em testemunhos, a norma NBR 6118 (2014) admite dividir o coeficiente de ponderação da resistência γ_c por 1,1 para descontar os efeitos da extração conhecidos como efeitos de broqueamento. No entanto, a referida norma não fornece maiores informações quanto à peculiaridade do problema de verificação da resistência no processo da avaliação de estruturas existentes.

Para efeitos de aceitação do concreto quando a resistência característica à compressão do concreto não for atingida a partir dos critérios previstos na NBR 12655 (2015), a NBR 7680 (2015) sugere que o coeficiente referido acima, já ponderado, seja aplicado ao $f_{ck,ext,seg}$ obtido do ensaio em testemunhos de forma a determinar a resistência de cálculo f_{cd} importante para comprovação da resistência estrutural nas verificações. Porém, o $f_{ck,ext,seg}$ que é definido na NBR 7680 (2015), representa uma média aritmética dos resultados individuais do lote e não contém os conceitos probabilísticos atrás da definição do f_{ck} empregado no projeto de dimensionamento de novas estruturas. Por isso, sua utilização para efeito de avaliação na segurança estrutural de estruturas existentes, fazendo-se uso das mesmas equações recomendadas nas normas de dimensionamento de novas estruturas, é questionável.

De acordo com Barlett e MacGregor (1996), o conceito atrás da definição da resistência característica f_{ck} impossibilita a utilização direta – por razões da avaliação – da resistência média obtida em testemunhos nas equações convencionais de dimensionamento sugeridas nas normas de dimensionamento. É preciso um tratamento probabilístico dos resultados obtidos dos testemunhos para estabelecer uma resistência característica equivalente ao f_{ck} do ponto de vista conceitual conforme sugerido pelos autores mesmos.

O erro cometido no processo da avaliação de estruturas existentes, ao considerar a resistência média f_{cm} obtida de ensaios em testemunhos como resistência característica nas equações convencionais de dimensionamento, pode ser visto na figura 6 (a) e (b). A figura (a) mostra as distribuições familiares dos efeitos do carregamento, S , e da resistência, R , e a região da superposição das curvas representa as combinações de R e S que levam à falha. Os coeficientes de ponderação do carregamento α e da resistência ϕ são escolhidos no processo da calibração para alcançar uma aceitável probabilidade de falha.

Se os mesmos coeficientes destinados à aplicação na resistência característica f_{ck} são aplicados à resistência média f_{cm} , a distribuição dos efeitos do carregamento se desloca para a distribuição da resistência conforme a figura (b). A superposição das distribuições de R e S aumenta levando qualitativamente à maior probabilidade de falha. (Bartlett, 2001).

É de suma importância que a resistência obtida de ensaios em testemunhos represente com precisão aceitável a resistência efetiva na estrutura avaliada. Por isso, os fatores que influenciam a determinação desta resistência devem ser levados em conta de maneira a possibilitar a comparação das resistências obtidas com aquelas obtidas em corpos de provas moldados. De acordo com Veira Filho (2007) os fatores influenciadores preponderantes são: dimensão (relação h/d) dos testemunhos, os efeitos de broqueamento, amostragem e extração, presença de armadura nos testemunhos, condições de ruptura, idade e condições de cura.

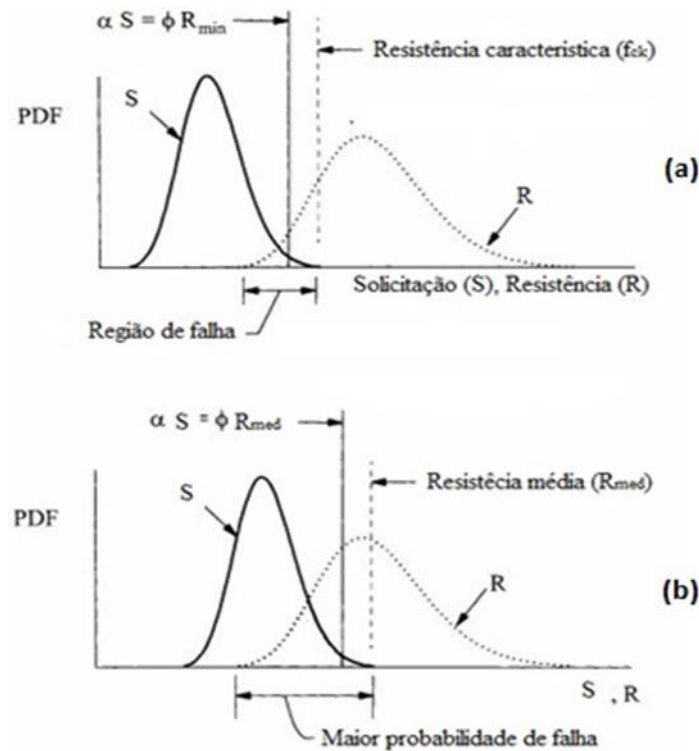


Figura 6. (a) Confiabilidade para a resistência baseada no f_{ck} , (b) confiabilidade para a resistência baseada no f_{cm} (BARTLETT (2001))

4 IMPLEMENTAÇÃO DA SIMULAÇÃO DE MONTE CARLO

A simulação de Monte Carlo foi implementada no software MATLAB com o intuito de determinar as probabilidades de falha associadas a pilares sob compressão centrada e seus correspondentes índices de confiabilidade.

De acordo com Park e Paulay (1975), MacGregor (1997), a capacidade resistente de pilares curtos sob compressão centrada pode ser dada pela ‘Eq. 8’ abaixo. É importante ressaltar que, para pilares curtos, até atingir a capacidade última (R_C), pilares confinados com estribos apresentam praticamente o mesmo comportamento com aqueles confinados por espirais, ou seja, o aço transversal não agrega contribuição considerável à capacidade resistente do pilar (Park e Paulay, 1975). Por isso, não será considerada a contribuição das armaduras transversais na mobilização da capacidade resistente dos pilares analisados e a ‘Eq. 8’ será considerada para estimar a capacidade resistente máxima à compressão (R_C), dada aqui como grandeza determinística. Para cada pilar, o valor de R_C foi determinado levando em conta as suas características principais (dimensão da seção transversal, resistência à compressão média do concreto f_{cm} , a taxa de armadura e a resistência ao escoamento do aço de armadura f_y). Em seguida, o valor determinístico de R_C obtido foi igualado à solicitação (S) para dar subsídios à simulação da carga permanente e da sobrecarga que constituem o total do carregamento considerado.

$$R_C = 0,85 \times f_c \times (A_g - A_s) + f_y \times A_s \quad (8)$$

A equação (8) fornece a relação determinística em que (R_C) representa a capacidade resistente do pilar sob compressão centrada, ($0,85.f_c$) a tensão máxima no concreto, (A_g) a área bruta da seção transversal, A_s área das armaduras longitudinais e (f_y) a tensão de escoamento

do aço da armadura. Já a equação (9) abaixo, fornece a função de falha onde a resistência R é uma variável aleatória dada em função da variabilidade de suas grandezas de entrada (F_c , F_y , H , B) explicitadas a seguir. Nota-se que nesta equação a variável (A_s) é a única que foi considerada como determinística. As variáveis G , R e S representam respectivamente a função de desempenho ou de falha, a resistência do pilar em análise e a solicitação. Já γ_D , γ_L representam os coeficientes de majoração da carga permanente e da sobrecarga e E_M o erro do modelo.

$$G = R - S$$

$$R = [0,85 \times F_c \times (H \times B - A_s) + F_y \times A_s] \times E_M \quad (9)$$

$$S = \gamma_D G + \gamma_L Q$$

Conforme relatado acima no item 2.3, a simulação de Monte Carlo requer o conhecimento das distribuições de probabilidade das variáveis aleatórias envolvidas (seus parâmetros estatísticos) e uma relação determinística que define o comportamento analisado, também conhecida como função de desempenho. Aqui como variáveis aleatórias foram consideradas: a resistência à compressão do concreto (F_c), a resistência ao escoamento do aço (F_y), a dimensão da seção transversal do pilar (Altura H e largura B), o carregamento (carga permanente G e sobrecarga Q) e o erro do modelo E_M . Detalhes sobre o erro do modelo podem ser encontrados em Diniz e Frangopol (1997).

Embora a norma NBR 6118 (2014) no seu item 16.3 não aceite o dimensionamento de pilares para carga centrada, para efeito de investigação da influência da resistência à compressão nos níveis de confiabilidade, a relação dada pela “Eq. 8” foi usada como meio de determinação da capacidade resistente à compressão dos pilares analisados. Desta maneira, foram descartados todos os momentos de cálculo, que levam em conta os efeitos locais de primeira e segunda ordem, e de consideração imperativa pela referida norma.

Procurou-se através desta simulação avaliar a influência de diversos parâmetros nos níveis de confiabilidade associados a pilares sob compressão centrada dando destaque à resistência à compressão “*in situ*” do concreto dos pilares analisados. A resistência “*in situ*” foi estimada através da consideração de cenários que respeitam a tendência de resultados obtidos em ensaios sobre testemunhos extraídos obtidos em Vieira Filho (2007), Akcay (2005). O cenário consiste em assumir um valor provável do coeficiente de variação (COV) que represente a variabilidade dos resultados da resistência a compressão em loco, aqui considerada como obtida em ensaios sobre testemunhos extraídos. Partindo do consenso de que a resistência em loco para estruturas concluídas é uma variável aleatória totalmente imprevisível, considerando que esta variável muda de obra em obra independentemente de a classe do concreto adotada no momento do projeto inicial coincidir ou não, os cenários foram estabelecidos em torno da estimação dos coeficientes de variação susceptíveis de serem encontrados em um ensaio em testemunhos extraídos. A cada valor assumido para o coeficiente de variação corresponde uma simulação que leva à função densidade de probabilidade representativa da situação da resistência em loco.

Os pilares analisados foram divididos em grupos de resistência C20, C30, C50 e C70 correspondentes respectivamente às resistências características $f_{ck}=20$ MPa, $f_{ck}=30$ MPa, $f_{ck}=50$ MPa e $f_{ck}=70$ MPa. Para cada um destes grupos de resistência foram estabelecidos 6 cenários para a determinação dos parâmetros estatísticos necessários para a simulação (a resistência média f_{cm} e o desvio padrão S_d) assumindo respectivamente os coeficientes de variação iguais a 7,5%, 10%, 12,5%, 15%, 20% e 25%. A figura 7 ilustra o procedimento adotado para a consideração dos cenários e as hipotéticas curvas da função densidade de

probabilidade (Pdf) obtida em cada um dos cenários. Estas curvas representam a variabilidade da resistência em loco do concreto considerada na simulação.

Também como variáveis de entrada na análise foram considerados os seguintes parâmetros: a razão ($r = \mu_G / \mu_Q$) entre as médias das cargas permanente (G) e a sobrecarga (Q). A taxa da armadura longitudinal, as dimensões da seção transversal e a resistência ao escoamento do aço. Foram considerados 9 valores diferentes da razão r entre as médias da carga permanente e sobrecarga ($r=0,25, r=0,5, r=1, r=1,5, r=2, r=2,5, r=3, r=3,5, r=4$ e $r=4,5$).

Tabela 1. Estatísticas do carregamento (Galambos et al., 1982).

Tipo de Carga	μ/U	Coefficiente de Variação	Tipo de distribuição de probabilidade
Carga Permanente	1,05	0,10	Normal
Sobrecarga	1,00	0,25	Valores extremos Tipo I

μ/U =razão entre a média e o valor característico não majorado

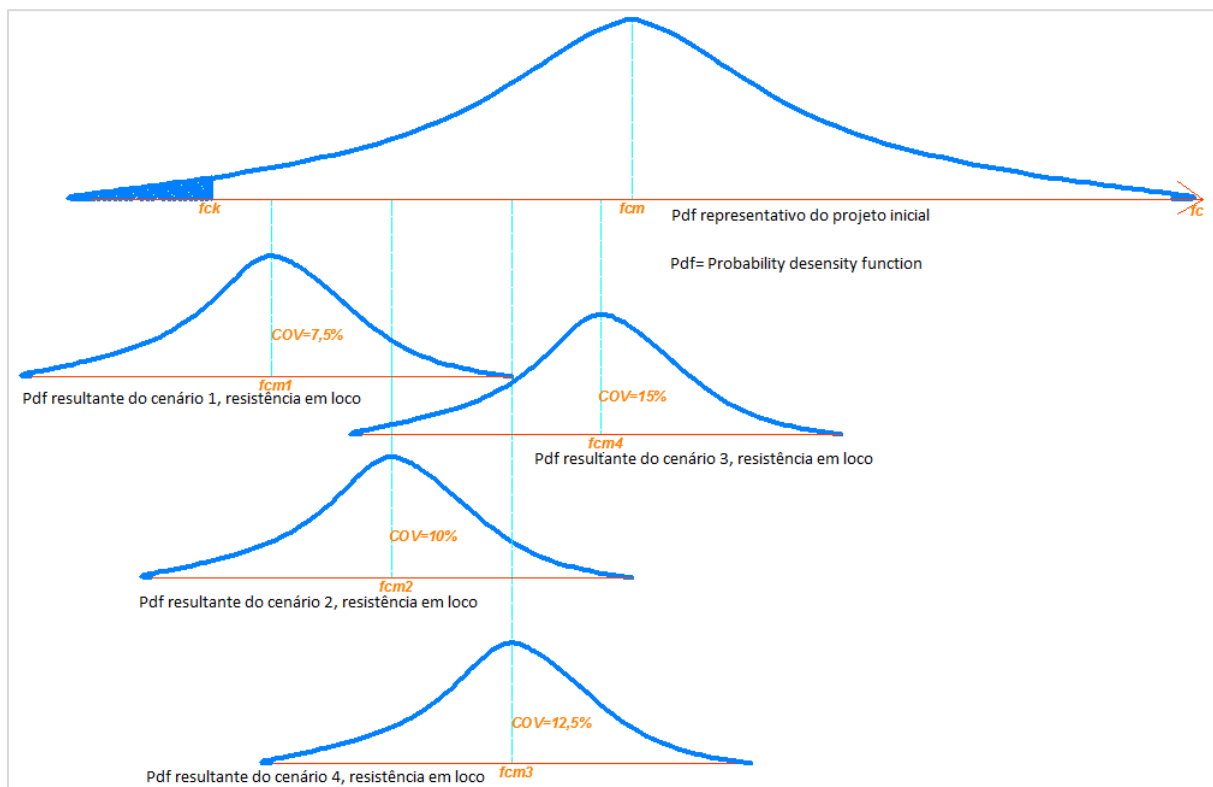


Figura 7. Ilustração das funções distribuição de probabilidade obtidas em cenários de assunção dos Coeficientes de Variação (COV).

5 ESTATÍSTICAS DAS VARIÁVEIS BÁSICAS

Em uma análise de confiabilidade via a simulação de Monte Carlo, é imprescindível que se tenha a caracterização estatística de todas as variáveis básicas que interessam ao problema. A seguir serão apresentadas as variáveis básicas para o carregamento e a resistência, suas distribuições de probabilidade e seus respectivos parâmetros estatísticos de interesse.

5.1 Variabilidade das Ações

Neste trabalho, as únicas ações consideradas foram a carga permanente e a carga accidental ou sobrecarga visto que as combinações das ações gravitacionais são aquelas que governa os projetos em muitas situações práticas (Galambos et al, 1982).

Em geral, as ações devidas às cargas permanentes apresentam pequena variabilidade ao longo da vida útil da estrutura e assume-se que são caracterizadas por uma distribuição Normal com média igual ao valor característico da ação e coeficiente de variação indo de 0,05 a 0,10. Já para as ações devidas às cargas variáveis, Ellingwood e al. (1982) sugeriu, com base em dados amostrais, que o valor característico da carga variável accidental (sobrecarga) é igual à média dos valores máximos anuais para um período de 50 anos. Por isso, baseados nestes estudos de Galambos et al. (1982) propôs uma distribuição de valores extremos do tipo I (distribuição de Gumbel) para caracterizar a sobrecarga. A tabela 1 apresenta as estatísticas do carregamento conforme sugerido por Galambos et al. (1982) e adotado neste trabalho.

Para a determinação dos valores médios da carga permanente (μ_G) e sobrecarga (μ_Q) necessários como entrada na simulação, em função das dimensões das seções transversais e das taxas de armaduras adotadas (0,75%, 1%, 1,25% e 1,5% da área bruta da seção transversal), foram determinadas a capacidade resistente dos pilares analisados e em seguida determinada a resistência de cálculo de acordo com a “Eq. 8”. Esta por sua vez foi igualada à solicitação de cálculo na sua forma sugerida pela NBR 8681:2003 e dada pela “Eq. 10”

$$S_d = 1,4 F_{G,k} + 1,4 F_{Q,k} \quad (10)$$

Na equação 10, $F_{G,k}$ e $F_{Q,k}$ representam respectivamente os valores característicos da carga permanente e da sobrecarga. Usando-se da relação μ/U da tabela 1, chega-se a relação da “Eq. 11” que fornece a combinação da solicitação de cálculo em função dos valores médios.

$$F_d = 1,33\mu_G + 1,44\mu_Q \quad (11)$$

A tabela 2 fornece, para o pilar 1 com 20 cm de largura e 50 cm de altura os valores obtidos de μ_G e μ_Q em função da razão r considerando a taxa de armadura de 0,75% e 1%. Para a análise completa foram considerados 4 pilares variando para cada um a área de armadura e a seção transversal (20X50 cm² e 30X30 cm²) confere a tabela 3.

Tabela 2. Valores médios das cargas, permanente e acidental, do Pilar 1

PILAR 1 (20X50 cm ²) fck=2 KN/cm ²				PILAR 1 (20X50 cm ²) fck=2 KN/cm ²			
Sd=Rd				Sd=Rd			
Sd (KN)	r=μ _G /μ _Q	μ _Q	μ _G	Sd (KN)	r=μ _G /μ _Q	μ _Q	μ _G
1312,25	0,5	646,43	323,21	1183	0,5	582,76	291,38
	1	480,68	480,68		1	433,33	433,33
	1,5	382,58	573,87		1,5	344,90	517,35
	2	317,74	635,47		2	286,44	572,88
	2,5	271,69	679,22		2,5	244,93	612,32
	3	237,30	711,89		3	213,92	641,77
	3,5	210,63	737,22		3,5	189,89	664,61
	4	189,36	757,43		4	170,71	682,83
	4,5	171,99	773,94		4,5	155,05	697,71
Área armadura(As)		0,75%A _g		Área armadura(As)		1%A _g	

Tabela 3. Detalhes sobre os pilares analisados

Pilar	Resistência f _{ck} (KN/cm ²)	Largura (cm)	Altura(cm)	Área bruta (cm ²)	Taxa armadura →				
					0,75%	1,00%	1,25%	1,50%	
					A _{s1} (cm ²)	A _{s2} (cm ²)	A _{s3} (cm ²)	A _{s4} (cm ²)	
1		2	20	50	1000	7,5	10	12,5	15
		2	30	30	900	6,75	9	11,25	13,5
2		3	20	50	1000	7,5	10	12,5	15
		3	30	30	900	6,75	9	11,25	13,5
3		5	20	50	1000	7,5	10	12,5	15
		5	30	30	900	6,75	9	11,25	13,5
4		7	20	50	1000	7,5	10	12,5	15
		7	30	30	900	6,75	9	11,25	13,5

5.2 Variabilidade da Resistência

5.2.1 Variabilidade da Resistência à compressão do concreto

Conforme explicitado acima, a resistência à compressão foi determinada em função de cenários adotando valores para os coeficientes de variação (δ) e deduzindo o valor médio através da “Eq.13”. Este é indispensável para dar entrada na simulação da função densidade de probabilidade. Diferentemente do que sugere a NBR 6118 (1980) prescrevendo a distribuição normal para a descrição da variabilidade da resistência à compressão do concreto, para evitar a geração de valores negativos para a resistência à compressão (conforme já foi alertado no item 3.1), assumiu-se que esta variável segue a distribuição Lognormal que assume apenas valores positivos.

$$f_{ck} = f_{cm} - 1,65 \times S_d \quad (12)$$

$$f_{ck} = f_{cm} \times (1 - 1,65 \times \delta_c) \quad (13)$$

Em que δ_c representa o coeficiente de variação, f_{cm} a média da resistência à compressão do concreto.

Tabela 4. Variabilidade da resistência à compressão do concreto, PILAR 3

TESTEMUNHOS EXTRAÍDOS (hipotético)				
Resistência (fck) KN/cm ²	Média f_{cm} (KN/cm ²)	Desvio Padrão (S_d)	Coef. de variação (δ)	Distrib.
3	3,42	0,26	7,50%	Lognormal
	3,59	0,36	10,00%	Lognormal
	3,78	0,47	12,50%	Lognormal
	3,99	0,60	15,00%	Lognormal
	4,48	0,90	20,00%	Lognormal
	5,11	1,28	25,00%	Lognormal

5.2.2 Variabilidade da tensão do escoamento do aço

Foi assumida a distribuição Lognormal para a descrição da variabilidade da tensão de escoamento do aço f_y , adotando o coeficiente de variação igual a 0,10 (Gomes et al., 1997). A média da resistência ao escoamento foi determinada através da “Eq.14”.

$$f_{yk} = \mu_{aço} (1 - 1,65 \cdot \delta_{aço}) \quad (14)$$

Em que $\mu_{aço}$ é a resistência ao escoamento média do aço, e $\delta_{aço}$ o coeficiente de variação. Na análise foi considerado o aço CA-50 com tensão de escoamento característica igual a 500 Mpa.

Tabela 5. Variabilidade da tensão do escoamento do aço

Armadura				
Fyk (KN/cm ²)	Média	DP	COV	Distrib.
50	59,88	5,988	0,1	Lognormal

Já para o erro do modelo E_m , foi adotada a distribuição norma com média 1 e desvio padrão 0,11 (Diniz e Frangopol, 1997).

6 RESULTADOS PARCIAIS

A seguir são apresentados resultados obtidos em termo da probabilidade de falha (P_f) e índice de confiabilidade (β) para o pilar 4 com a seção transversal de (30x30 cm²), resistência característica à compressão do concreto do projeto inicial igual 70 Mpa. Os resultados são apresentados em função da taxa de armadura e da razão entre a carga permanente (G) e a carga acidental (Q) e foram obtidos realizando 100.000 simulações de Monte Carlo.

Os resultados parciais mostraram que a razão entre a carga permanente e a carga acidental tem uma influência considerável no nível de confiabilidade observado conforme mostram a “Fig. 8” em termos da probabilidade de falha e a “Fig. 9” em termos do índice de confiabilidade β . Pode-se ver que a razão $r=0,5$ — em que a carga permanente é 50% menor do que a carga acidental — se mostrou crítica tendo apresentado a maior probabilidade de falha. Consideramos ideal o nível de confiabilidade observado para $r=2,5$ onde a carga permanente é 2,5 vezes maior do que a carga acidental. Como era de se esperar devido a variabilidade menor da resistência do aço e visto que a instabilidade não foi levada em conta

em nenhum caso do problema analisado (pilares curtos), a seção com maior área de armadura apresentou os maiores índices de confiabilidade (“Fig. 10” e “Fig. 11”).

Figura 8. Variação da Pf em função de r e COV

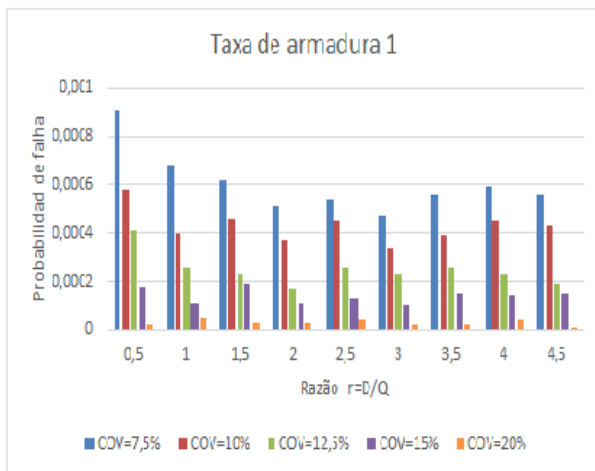


Figura 9. Variação da β em função de r e COV

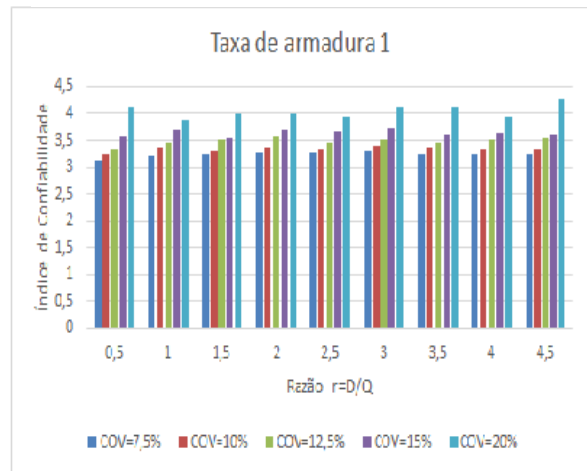


Figura 10. Pf versus r por taxa de armadura

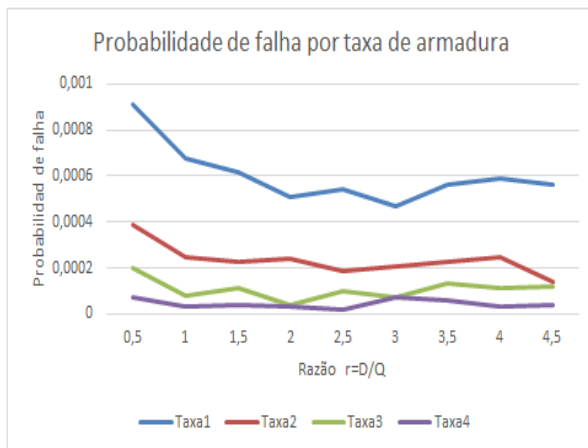


Figura 11. Pf versus r por taxa de armadura

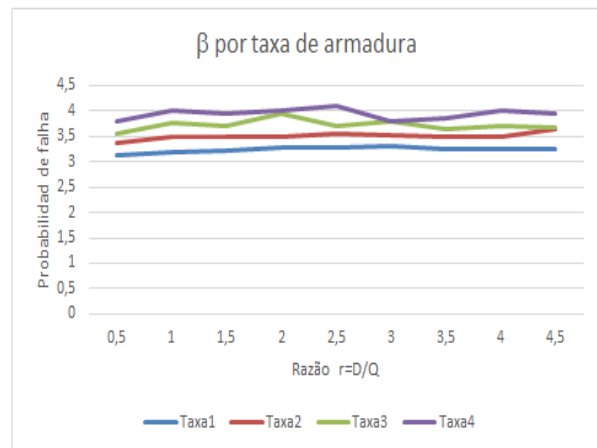
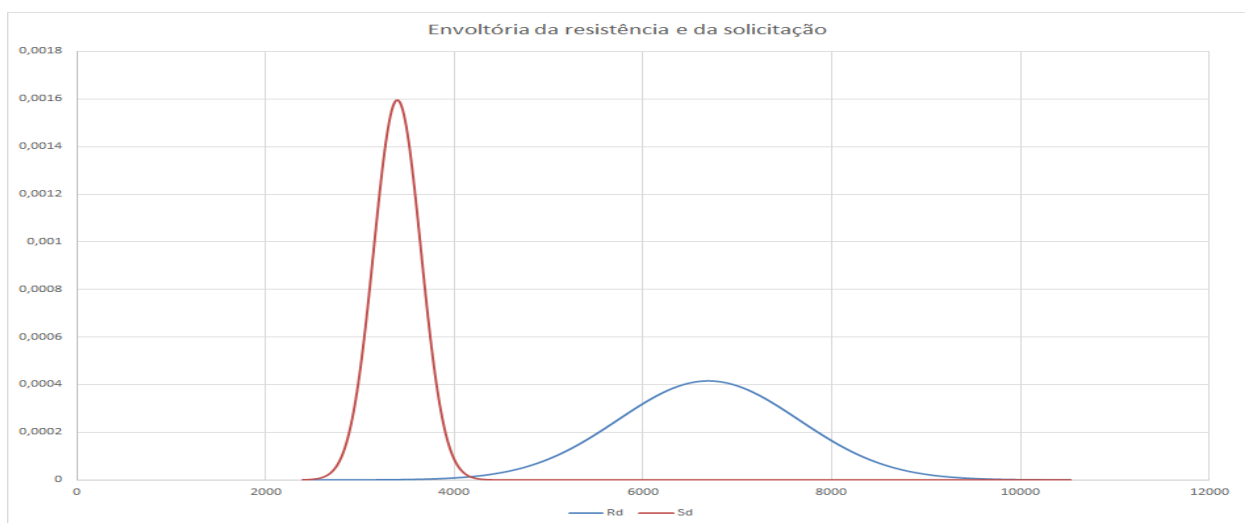


Figura 12. Interação PDF da resistência e da solicitação (Caso $COV=7,5\%$ e $r=0,5$)



A figura 12 mostra a interação entre as funções densidade de probabilidade da resistência e da solicitação para o cenário correspondente ao coeficiente de variação $\delta=7,5\%$ ilustrando a funcionalidade do problema analisado.

7 CONCLUSÃO

Os índices de confiabilidade observados (entre 3,1 e 4,2) se mostram próximos do valor recomendado (3,4) por Galambos et al. (1982) para pilares curtos de concreto assumindo a falha por compressão. Este valor é adotado em diversas normas internacionais para projetos de novas estruturas. Estimamos que isso valida a nossa análise feita em torno função de desempenho dada pela “Eq. 9”. Pelo mesmo motivo, estimamos que a desconsideração da contribuição da armadura transversal na mobilização da capacidade resistente à compressão do concreto foi válida.

REFERÊNCIAS

- ACI 318, Building Code Requirements for Structural Concrete (ACI 318-14), American Concrete Institute, Farmington Hills, Michigan, 2014.
- Akçay, B. (2004). “Variation of In-Place Concrete Core Strength in Structures from Istanbul Area: Statistical Analysis of Concrete Core Data”, *Journal of Materials in Civil Engineering*, ASCE, Vol. 16, number 5.
- Ang, A. H-S.; Tang, W. H., *Probability concepts in engineering planning and design: Decision, risk and reliability*. 1990.
- Associação Brasileira de Normas Técnicas, NBR 6118: Projeto de estruturas de concreto — Procedimento. Rio de Janeiro, 2014. 238 p.
- Associação Brasileira de Normas Técnicas, NBR 12655: Concreto de cimento Portland — Preparo, controle, recebimento e aceitação — Procedimento. Rio de Janeiro, 2015. 23 p.
- Associação Brasileira de Normas Técnicas, NBR 7680-1: Concreto — Extração, preparo, ensaio e análise de testemunhos de estruturas de Concreto. Parte 1: Resistência à Compressão axial. Rio de Janeiro, 2015. 27 p.
- Associação Brasileira de Normas Técnicas, NBR 8681: Ações e Segurança nas Estruturas — Procedimento. Rio de Janeiro, 2003.
- Bartlett, F. M., “Reliability-Based Assessment of Concrete Strength in Existing Structures”, *Structural Concrete: Behavior to Implementation*, (SP-198), American Concrete Institute. Farmington Hills, Michigan, 85-102, 2001.
- Bartlett, F. M., and MacGregor, J. G., *Statistical Analysis of the Compressive Strength of Concrete in Structures*. ACI Materials Journal, Vol. 93, No. 2, March-April, 1996, pp. 158-168.
- Diniz, S. M. C., *A Confiabilidade Estrutural e a Evolução das Normas Técnicas*, VI Simpósio EPUSP sobre Estruturas de Concreto, 2006.
- Diniz, S. M. C., *Structural Reliability: Rational Tools for Design Code Development*. 2008 Structures Congress, Vancouver: Crossing Borders. American Society of Civil Engineers, 2008.

- Diniz, S. M. C., Frangopol, D. M. (1997), "Reliability Bases for High-Strength Concrete Columns", *Journal of Structural Engineering*, ASCE, Vol. 123, número 10.
- Ditlevsen, O. and Madsen, H.O., *Structural Reliability Methods*, Wiley, 1990.
- Galambos, T. V., Ellingwood, B., MacGregor, J. G., e Cornell, C. A. (1982), "Probability Based Load Criteria: Assessment of Current Design Practice", *Journal of the Structural Division*, ASCE, Vol. 108, número 5.
- Ellingwood, B., MacGregor, J. G., Galambos, T. V. e Cornell, C. A. (1982), "Probability Based Load Criteria: Load Factor and Load Combinations", *Journal of Structural Division*, ASCE, Vol.108, No 5, pp. 978-997.
- Gomes, H. M., Awruch, A. M. E Rocha, M. M. (1997), "Análise da Confiabilidade no Projeto de Estruturas de Concreto Armado", *Jornadas Sul-Americanas de Engenharia Estrutural*, São Carlos, pp. 99-108.
- Helene, P., *Controle de Qualidade do Concreto*. São Paulo, Universidade de São Paulo, Escola Politécnica, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, Departamento de Engenharia de Construção Civil, 1981.
- Madsen, H.O., Krenk, S., e Lind, N.C., *Methods of Structural Safety*, Prentice Hall, New Jersey, p. 403, 1986.
- MacGregor, J.G., *Reinforced concrete: mechanics and design*, Prentice Hall – 3^o edição –New Jersey, 1997.
- Melchers, R.E., *Assessment of Existing Structures – Approaches and Research Needs*, *Journal of Structural Engineering*, ASCE, Vol. 127, No. 4, p. 406-411, 2001.
- Melchers, R. E., *Structural Reliability Analysis and Prediction*, John Wiley & Sons, 1999.
- Neville, A. M., *Propriedades do Concreto – 2^a Edição – Ed. Pini*, São Paulo, 1997.
- Park, R. e Paulay, T., *Reinforced Concrete Structures*, John Wiley & Sons. 2^o edição, Nova York, 1975.
- Sorensen, T.D., *Notes in structural reliability theory and risk analysis*. Aalborg University, 2004.
- Vieira Filho, J. O. *Avaliação da resistência à compressão do concreto através de testemunhos extraídos: contribuição à estimativa do coeficiente de correção devido aos efeitos do broqueamento*. São Paulo, Universidade de São Paulo, Escola politécnica, Departamento de Engenharia de Construção Civil, 2007. 440p. (tese de doutorado).